

Términos de intercambio y productividad total de factores: Evidencia empírica de los mercados emergentes de América Latina

PAUL CASTILLO Y YOEEL ROJAS*

En este documento se utiliza datos trimestrales para identificar la relación entre los términos de intercambio y la productividad total de factores (PTF) para México, Perú y Chile. Se utiliza un enfoque de dos etapas: primero, se estima la senda histórica de la PTF para cada país utilizando un modelo estructural DSGE para una economía pequeña y abierta. Luego, en un segundo paso, la PTF se descompone entre un componente doméstico y uno externo ligado a los términos de intercambio, haciendo uso de un modelo VAR estructural con restricciones de largo plazo, como en Blanchard y Quah (1989). Se encuentra que los choques de términos de intercambio generan importantes ganancias de productividad en las economías consideradas, no solo de corto plazo sino también de mediano y largo plazos, predominando en nuestra muestra los impactos de corto y mediano plazos.

Palabras Clave : Términos de intercambio, productividad de factores.

Clasificación JEL : C11, C13, C51, F41.

Durante la primera década del presente siglo, las economías emergentes tales como México, Chile, Perú, entre otras, se han beneficiado de los favorables términos de intercambio. Estudios recientes, como los de Castillo y Salas (2010) y García-Cicco y otros (2014), han evidenciado que estos beneficios incluyen un incremento del crecimiento de largo plazo de la economía en Chile y Perú. Sin embargo, al ser los términos de intercambio muy volátiles, es importante cuantificar no sólo su impacto en el crecimiento de corto y de largo plazo, sino también los canales mediante los cuales se generan estos efectos. En particular, es importante distinguir los efectos directos de los términos de intercambio sobre la inversión de sus efectos indirectos sobre la Productividad Total de Factores (PTF). Los términos de intercambio también pueden contribuir a impulsar la inversión pública de manera indirecta al afectar las ganancias no sólo del sector privado sino también del gobierno. Adicionalmente, los términos de intercambio pueden afectar a los sectores no transables mediante los denominados efectos *spillover* que podrían conllevar a ganancias de la PTF en toda la economía (Llosa, 2013).

En este documento se mide la contribución de los términos de intercambio en la PTF para Chile, México y Perú. Para este propósito se implementa un procedimiento de dos etapas: primero la PTF se

* Castillo: Subgerencia de Diseño de Política Monetaria, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000 (email: paul.castillo@bcrp.gob.pe). Rojas: Departamento de Modelos Macroeconómicos, BCRP (email: youel.rojas@bcrp.gob.pe).

estima haciendo uso de un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta. Esta estructura permite estimar una evolución de la PTF consistente con la información y con las restricciones de maximización del beneficio y suavización del consumo impuestas en equilibrio general para las tres economías en consideración. Posteriormente, la dinámica conjunta de la serie estimada de la PTF y los términos de intercambio se analizan en el contexto de un modelo VAR estructural para descomponer la contribución de los términos de intercambio en la PTF, procedimiento similar al de [Blanchard y Quah \(1989\)](#).

El modelo DSGE captura las principales características de una economía pequeña y abierta. Así, en el modelo, un aumento permanente en la PTF genera un aumento permanente en el consumo, la inversión y el producto, una caída transitoria en la balanza comercial y una reducción permanente en la deuda interna. El modelo también posee algunas fricciones que la literatura considera relevantes para explicar los datos en economías pequeñas y abiertas, tales como la imperfecta movilidad de capitales hacia mercados internacionales, lo cual genera una prima de riesgo endógena, una asociada a la evolución de la deuda externa neta y otra asociada a cambios esperados en la productividad de la economía. Se incluyen, además, costos de ajustes en la acumulación de capital y uso de capital variable, elementos que capturan de manera más adecuada la dinámica de corto plazo de la inversión y el producto.

Se encuentra que los choques de términos de intercambio generan cambios positivos en la PTF de Chile, México y Perú. Esta ganancia es particularmente importante en el periodo 2001-2007 cuando los términos de intercambio explican más del 25 por ciento de la tasa de crecimiento promedio de la PTF. Además, se muestra que el deterioro de los términos de intercambio durante la crisis de 2008-2009 tuvo efectos importantes en la PTF. Otro hallazgo interesante es que los efectos de los términos de intercambio en la PTF en el largo plazo no son pequeños, aunque se muestra que los efectos en el corto y mediano plazo son mayores a los de largo plazo. Destaca, además, que la mayor volatilidad de los términos de intercambio también se ha reflejado en la mayor volatilidad de la evolución de la PTF.

La literatura que estudia los efectos de los términos de intercambio en economías pequeñas y abiertas haciendo uso de modelos DSGE es amplia. Por ejemplo, [Mendoza \(1995\)](#) encuentra que los términos de intercambio explican entre el 45 y 60 por ciento de las fluctuaciones del producto. El presente documento, a diferencia de [Mendoza \(1995\)](#), usa un modelo con parámetros estimados y permite modelar choques permanentes en la PTF. Por su parte, [Llosa \(2013\)](#) analiza los efectos de las variaciones en los choques de términos de intercambio en la PTF tanto para economías pequeñas como grandes; sin embargo, en dicho documento la PTF se ve afectada principalmente por cambios exógenos de los términos de intercambio. Más recientemente [García-Cicco y otros \(2014\)](#), usando un modelo DSGE para Chile, encuentran que en presencia de fricciones financieras, factores externos y en particular los choques en el precio de los *commodities* tienen una importante contribución en explicar la evolución de muchas de las variables macroeconómicas durante la década de 2000. A diferencia de estos documentos, el presente estudio sugiere que los choques de términos de intercambio tienen efectos sobre la productividad que son de corto, mediano y largo plazo, y mediante estos canales esta variable puede generar significativas fluctuaciones económicas en mercados emergentes.

Otros estudios relacionados son: [García-Cicco y otros \(2010\)](#) quienes encuentran que choques permanentes de productividad tienen un efecto pequeño en los datos, mientras que la mayor contribución se encuentra en choques de preferencias y choques de riesgo país. [Aguar y Gopinath \(2007\)](#) argumentan que el modelo estándar RBC con un choque permanente en productividad puede explicar adecuadamente los ciclos económicos en economías de mercados emergentes. [Chang y Fernández \(2013\)](#) muestran que los choques temporales de productividad son importantes, además que los choques de la tasa de interés tienen un efecto sustancial sobre las variaciones de consumo, producto y del ratio de la balanza comercial sobre el producto. [Chang y Fernández](#) resaltan que las fricciones financieras hacen que los choques de productividad tengan mayores efectos.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 1 presenta el modelo, la sección 2 describe los datos, la sección 3 reporta la estimación y descomposición de la PTF, y la sección 4 presenta las conclusiones.

1 EL MODELO

El modelo caracteriza a una economía pequeña y abierta similar a las de [Chang y Fernández \(2013\)](#) y [García-Cicco y otros \(2010\)](#). La economía está conformada por un continuo de agentes idénticos, quienes consumen bienes transables, suministran mano de obra a las empresas, toman decisiones de inversión y ahorran utilizando un bono local y/o extranjero de cupón cero de un año de maduración. Las empresas locales producen los bienes de consumo mediante una función de producción con retornos constantes a escala. El modelo incorpora algunas fricciones que son importantes para explicar los datos en economías pequeñas y abiertas, tales como la imperfecta movilidad de capitales hacia mercados internacionales, la cual genera un prima de riesgo endógena que tiene dos componentes: una asociada a la evolución de la deuda externa neta y la otra asociada a los cambios esperados en productividad de la economía. Además, se incorporan características adicionales que puedan ayudar a un mejor ajuste de datos, como la utilización de la capacidad variable como en [Greenwood y otros \(1988\)](#) y [King y Rebelo \(1999\)](#). Esta característica permite tener una caracterización de la inversión más cercana a los datos, debido a que en el modelo las firmas pueden expandir su producto contratando más trabajadores y/o usando capital más intensivamente.

1.1 TECNOLOGÍA

La función de producción tiene dos tipos de choques que afectan a la productividad: un choque permanente que se denota por A_t y un choque transitorio que se representa por a_t . Esta representación es similar a [García-Cicco y otros \(2010\)](#). La función de producción para bienes finales transables se define de la siguiente manera:

$$Y_t = a_t (U_t K_t)^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha}, \quad (1)$$

donde Y_t es el producto en el periodo t , K_t es el capital en el periodo t sobre el cual se decidió en el periodo $t-1$, U_t es la fracción del capital que se usó en el periodo t , N_t son las horas trabajadas en t y α representa la participación del capital en el producto.

La tasa de crecimiento de la productividad, $X_t = A_t/A_{t-1}$, sigue un proceso autoregresivo estacionario que obedece la siguiente ley de movimiento:

$$\ln X_t = (1 - \rho_x) \ln(X) + \rho_x \ln X_{t-1} + \epsilon_t^x, \quad \epsilon_t^x \sim \sigma^x \cdot N(0, 1). \quad (2)$$

También se asume que el choque transitorio de productividad a_t sigue un proceso estocástico autoregresivo del siguiente tipo:

$$\ln a_t = \rho_a \ln a_{t-1} + \epsilon_t^a, \quad \epsilon_t^a \sim \sigma^a \cdot N(0, 1), \quad (3)$$

donde los parámetros $\rho_a, \rho_x \in (0, 1)$ caracterizan la persistencia de X_t y a_t , respectivamente, mientras que σ^x y σ^a representan las desviaciones estándar de los dos choques de productividad definidos previamente. Como se menciona en [García-Cicco y otros \(2010\)](#), X_t y a_t son perturbaciones agregadas exógenas que afectan la PTF de la economía y, además, incluyen otras fuentes de variación como choques de términos de intercambio. Esta interpretación es particularmente valiosa para propósitos de este trabajo.

El stock de capital K_{t+1} sigue la siguiente ley de movimiento:

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta_t)K_t - \frac{\psi_K}{2} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - X \right)^2 K_t, \quad (4)$$

donde I_t representa la inversión en el tiempo t . El uso intensivo del capital genera un costo para las empresas que se refleja en una alta tasa de depreciación. La depreciación por lo tanto se caracteriza por la siguiente ecuación:

$$\delta_t = \delta U_t^\varphi, \quad (5)$$

donde $\varphi > 1$ tal que $\delta'_t > 0$ y $\delta''_t > 0$. Además, se asume que la inversión está sujeta a costos de ajuste, que se representan mediante el parámetro ψ_k en la siguiente ecuación:

$$\frac{\psi_K}{2} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - X \right)^2 K_t. \quad (6)$$

Bajo esta especificación, los costos se incrementan cuando la inversión se incrementa a una tasa más alta que la tasa de crecimiento de largo plazo.

1.2 PREFERENCIAS

Las familias tienen preferencias que valoran el consumo y ocio, estas maximizan lo siguiente:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{[C_t - \tau A_{t-1} N_t^\nu]^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (7)$$

donde C_t representa los niveles de consumo, N_t representa las horas trabajadas por las familias, $\beta \in (0, 1)$ es el factor de descuento subjetivo, σ es el coeficiente de aversión al riesgo, τ es una constante relacionada a la asignación del tiempo, y ν es un parámetro de preferencias asociado a la elasticidad de la oferta de trabajo. Además, E_0 es el operador de esperanza condicional en el periodo $t = 0$. A_{t-1} forma parte de la función de utilidad para que en el modelo exista crecimiento balanceado. Nótese que se impone la función de utilidad contemporánea de la forma de [Greenwood y otros \(1988\)](#) (preferencias GHH en adelante). Como se discute en [Neumeyer y Perri \(2005\)](#) y se señala en [Chang y Fernández \(2013\)](#), este tipo de preferencias ayuda a reproducir algunos hechos de los ciclos económicos de economías emergentes al permitir que la oferta de trabajo sea independiente de los niveles de consumo.

Las familias pueden suavizar su consumo utilizando un bono extranjero que paga una tasa de interés real R_t entre el periodo t y el periodo $t + 1$. Se asume, siguiendo a [Schmitt-Grohe y Uribe \(2003\)](#), que la tasa de interés local y la tasa de interés extranjera R_t^* están vinculadas a través de la siguiente ecuación:

$$R_t = R_t^* S_t + \psi_D (\exp\{\tilde{D}_{t+1} - D\} - 1), \quad (8)$$

donde \tilde{D}_{t+1} es la deuda externa per cápita, y S_t , similar a [Neumeyer y Perri \(2005\)](#) y [Chang y Fernández \(2013\)](#), es un diferencial de tasa de interés específico entre países que depende de los fundamentos de la economía. Así $R_t^* S_t$ es la tasa de interés específica del país en consideración. La función $\psi_D(\cdot)$ asume que los agentes nacionales tienen que pagar una prima que se incrementa con el nivel de deuda relativa a su estado estacionario (D) si desean tomar fondos del exterior. Este supuesto permite generar un nivel correctamente definido de pasivos extranjeros para la economía nacional. [Schmitt-Grohe y Uribe \(2003\)](#)

muestran que este mecanismo, entre otros, tiene efectos no significativos sobre las propiedades cíclicas de las variables que genera el modelo. Se asume que la desviación de la tasa de interés extranjera, R_t^* , respecto a su nivel de largo plazo, R^* , sigue un proceso AR(1) como se indica a continuación:

$$\ln(R_t^*/R^*) = \rho_{r^*} \ln(R_{t-1}^*/R^*) + \epsilon_t^*, \quad \epsilon_t^* \sim \sigma^{r^*} \cdot N(0, 1), \quad (9)$$

donde $\rho_{r^*} \in (0, 1)$, σ^{r^*} representa la desviación estándar del choque a la tasa de interés extranjera. Asimismo, siguiendo a [Chang y Fernández \(2013\)](#), se establece que tanto los choques permanentes como transitorios que afectan la brecha específica de tasa de interés entre países tienen la siguiente relación:

$$\ln(S_t/S) = -\eta E_t(\ln X_{t+1} + a_{t+1}), \quad (10)$$

donde S es la brecha de la tasa de interés específica entre países en el estado estacionario.

Debido a que el modelo no tiene ninguna distorsión se resuelve el problema de planificador social, el cual maximiza la utilidad de la familia representativa sujeta a los flujos de producción y a la restricción presupuestaria agregada definida de la siguiente manera:

$$\frac{D_{t+1}}{R_t} = D_t - Y_t + C_t + \left[K_{t+1} - (1 - \delta(U_t))K_t + \frac{\psi_K}{2} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - X \right)^2 K_t \right], \quad (11)$$

donde D_{t+1} es el monto de deuda emitida en el periodo, el cual se asume cumple la restricción de ausencia del juego de Ponzi $\lim_{j \rightarrow \infty} E_t(D_{t+j} / \prod_{k=0}^j R_{t+k}) \leq 0$. Finalmente, en cada periodo el ratio de la balanza comercial respecto al PBI, denotado como TBY_t , se determina por:

$$TBY_t = \frac{Y_t - C_t - I_t}{Y_t}. \quad (12)$$

1.3 CONDICIONES DE EQUILIBRIO

Las condiciones de primer orden que resultan de maximizar (7) sujeto a (8) y (11) son las siguientes:

$$1 = \beta E_t \left(R_t \frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}} \right), \quad (13)$$

$$\tau v A_{t-1} N_t^{\nu-1} = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{N_t}, \quad (14)$$

donde $U_{c,t} = [C_t - \tau A_{t-1} N_t^{\nu}]^{-\sigma}$ representa la utilidad marginal del consumo en el periodo t . Estas dos condiciones definen la elección óptima de ahorro y de la oferta laboral de las familias. La ecuación (13), se trata de la típica condición de Euler que iguala el beneficio marginal de los ahorros dados por el retorno futuro de la inversión con su costo marginal. La ecuación (14) representa el equilibrio en el mercado de trabajo, el cual garantiza igualdad entre la tasa marginal de sustitución entre el consumo y el ocio y la productividad marginal del trabajo.

Las ecuaciones (15), (16) y (17) caracterizan las decisiones óptimas de inversión donde las empresas igualan el costo de incrementar en una unidad la inversión con su beneficio marginal, que es igual al valor presente descontado de la productividad marginal del capital. La ecuación (16) determina la evolución de la inversión, que depende de las expectativas futuras de la productividad marginal del capital y de la intensidad de uso del capital. La ecuación (17) establece que la tasa óptima de uso del capital debe ser tal

que el beneficio marginal del capital y el costo marginal son iguales:

$$1 + \psi_k E_t \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - X \right) = \beta E_t \left\{ \frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}} \left[\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_t} + 1 - \delta U_{t+1}^\varphi + \frac{\psi_k}{2} \left(\left(\frac{K_{t+2}}{K_{t+1}} \right)^2 - X^2 \right) \right] \right\}, \quad (15)$$

$$I_t = K_{t+1} - (1 - \delta U_t^\varphi) K_t + \frac{\psi_K}{2} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - X \right)^2 K_t, \quad (16)$$

$$\alpha \frac{Y_t}{U_t} = \varphi \delta U_t^{\varphi-1} K_t. \quad (17)$$

1.4 EQUILIBRIO COMPETITIVO

Dadas las condiciones iniciales K_0 , D_0 y A_{-1} , y los procesos estocásticos exógenos $\{X_t, a_t, R_t^*\}_{t=0}^\infty$, un *equilibrio competitivo* es el conjunto de procesos estacionarios a lo largo de una senda de crecimiento balanceado para las cantidades $\{C_t, K_{t+1}, D_{t+1}, Y_t, N_t, I_t, U_t, TBY_t\}_{t=0}^\infty$ y precios $\{R_t\}_{t=0}^\infty$, que satisfacen las condiciones de optimización (8), (13), (14), (15), (16) y (17); la función de producción (1); la restricción presupuestaria (11); el ratio de la balanza comercial al PBI (12) y la prima específica por riesgo país (10).

2 DATOS Y ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

En esta sección se describe los datos para México, Chile y Perú y se presenta la estrategia de estimación que involucra dos etapas. En primer lugar, se describe el método de estimación de la productividad total de los factores (PTF) que es condicional al modelo y a la calibración. Esta estrategia es similar a [Chang y Fernández \(2013\)](#), [García-Cicco y otros \(2010\)](#) y [Aguar y Gopinath \(2007\)](#). En segundo lugar, se presenta el método econométrico para descomponer la PTF entre choques de tecnología local y la evolución de los términos de intercambio utilizando las series trimestrales previamente estimadas de la PTF.

2.1 DATOS

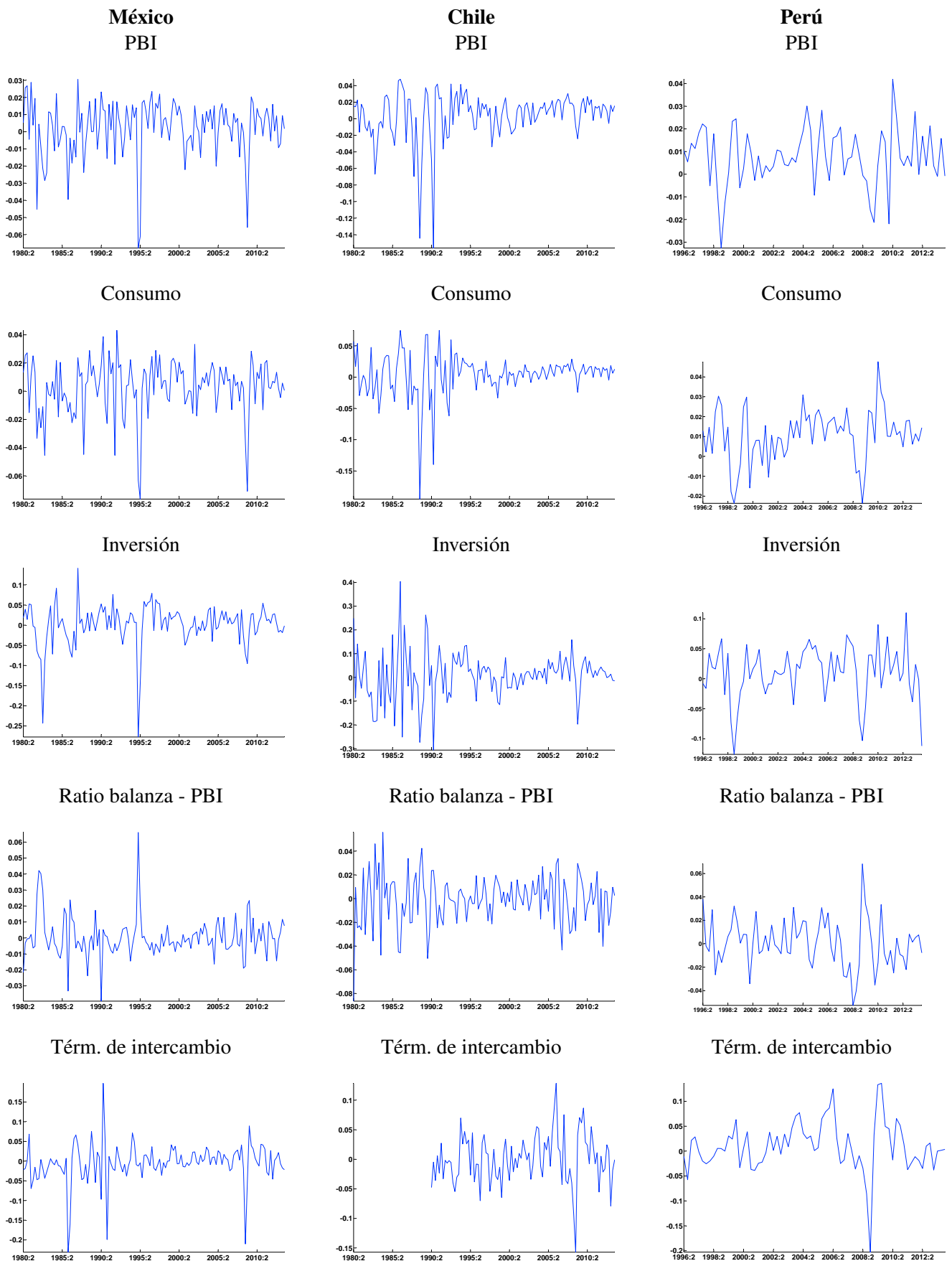
Los datos fueron obtenidos principalmente de los bancos centrales de Chile, México y Perú. Las series trimestrales que son utilizadas son el PBI real, consumo privado real, inversión privada real, balanza comercial y los términos de intercambio. Las series anuales de población fueron obtenidas de las bases de datos estadísticas del Fondo Monetario Internacional. Los datos de cada economía local se desestacionalizan y se normalizan en términos per cápita.¹ Los datos del producto, consumo, inversión y términos de intercambio son transformados tomando logaritmos naturales y expresados en primeras diferencias. El ratio de la balanza comercial respecto al PBI también se toma en primeras diferencias. Para Chile el periodo de muestra es de 1996.I a 2013.IV. Para México el periodo de muestra es 1980.I a 2013.IV.² Para Perú el periodo de muestra para la estimación de la PTF es de 1980.I a 2013.IV, pero para la estimación VAR se considera el periodo 1990.I a 2013.IV, esto debido que la serie trimestral de los términos de intercambio está disponible a partir de 1990.I.

El Gráfico 1 (p. 33) presenta la evolución de las series para cada país. Para Perú y México, la volatilidad

¹ Los Bancos Centrales de Chile y México proveen información desestacionalizada de las series de producto, consumo e inversión. Para Perú, los datos son desestacionalizados usando TRAMO-SEATS.

² Las estadísticas del producto, consumo, inversión y balanza comercial para México, que son provistas por el Banco Central de México, sólo están disponibles desde 1993.I. Sin embargo, se extendió la muestra hasta 1980.I utilizando los datos de [Aguar y Gopinath \(2007\)](#), que están disponibles en la página web de Gita Gopinath.

GRÁFICO 1. Datos trimestrales por país: Variaciones porcentuales



de las variables agregadas ha sido menor desde finales de los 90s. Para Chile, como la muestra es más corta no se puede llegar a una conclusión similar. Además, se puede observar el significativo impacto de la última crisis financiera en todas las variables de los países. El Cuadro 4 (p. 41) también muestra los segundos momentos de los datos. Como señalan [Aguiar y Gopinath \(2007\)](#), la inversión y el consumo son más volátiles que el producto y las exportaciones netas son altamente contra cíclicas. Finalmente, como era de esperarse, se encuentra una alta volatilidad de los términos de intercambio.

2.2 ESTIMACIÓN DE LA PTF

La primera etapa consiste en aplicar el método del filtro de Kalman para obtener estimadores de las series no observables de la PTF. Para ello, a las variables que tienen una tendencia en el equilibrio se las divide por la tendencia rezagada del choque permanente de productividad, A_{t-1} (por ejemplo, $\tilde{Y}_t = Y_t/A_{t-1}$), de modo que el sistema de ecuaciones no lineales que caracterizan al equilibrio del modelo contenga sólo variables estacionarias. Luego, el sistema dinámico estacionario de ecuaciones es log-linealizado, y puede ser escrito en la forma canónica de estado-espacio de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \text{Ecuación de medida} \quad y_t &= \mathbf{Z}\alpha_t + \mathbf{d} + \mathbf{G}_y\mathbf{u}_t, \\ \text{Ecuación de transición} \quad \alpha_t &= \mathbf{T}\alpha_{t-1} + \mathbf{c} + \mathbf{G}_\alpha\mathbf{v}_t, \end{aligned} \quad (18)$$

donde $\mathbf{E}(\mathbf{u}_t) = \mathbf{E}(\mathbf{v}_t) = \mathbf{0}$, $\text{var}(\mathbf{u}_t) = \mathbf{H}$, $\text{var}(\mathbf{v}_t) = \mathbf{Q}$ y $\mathbf{E}(\mathbf{u}_t\alpha_0') = \mathbf{E}(\mathbf{v}_t\alpha_0') = \mathbf{0}$ para todo t . El objetivo de esta etapa es estimar el vector α_t , de dimensión $s \times 1$, que contiene *variables de estado* no observables. La matriz de transición \mathbf{T} tiene dimensión $s \times s$ y \mathbf{c} es un vector de $s \times 1$. \mathbf{G}_α es una matriz de $s \times g$ y el vector de perturbaciones \mathbf{v}_t tiene una dimensión de $g \times 1$. y_t es un vector $n \times 1$ que contiene datos observados al tiempo t . La matriz \mathbf{Z} , con dimensión $n \times s$, relaciona el vector de estado con el vector de datos observados. \mathbf{d} es un vector $n \times 1$, \mathbf{G}_y es una matriz de $n \times n$, y \mathbf{u}_t es el vector de perturbaciones de dimensión $g \times 1$.

Dada la representación del sistema en la forma de estado-espacio, el filtro de Kalman permite predecir valores de α_t . El filtro de Kalman conjuntamente con un filtro más suave permitirá utilizar las señales de las variables observables para inferir la evolución de las variables no observables (ver [Harvey, 1989](#); [Hamilton, 1994](#)). Así, basado en variables observables y condicional al modelo descrito anteriormente, se puede estimar la senda de la PTF a lo largo del tiempo.

Se necesita construir la forma estado-espacio. Como se mencionó previamente, después de log-linealizar el sistema no lineal de condiciones de equilibrio (véase el Anexo), se obtiene un sistema dinámico que puede ser descrito por una matriz formada por

$$\mathbf{\Gamma}_0\mathbf{w}_t + \mathbf{\Gamma}_1\mathbf{E}_t\mathbf{w}_{t+1} + \mathbf{\Gamma}_2\mathbf{w}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_\varepsilon\mathbf{e}_t = \mathbf{0}, \quad (19)$$

donde el vector \mathbf{w}_t incluye el conjunto de variables predeterminadas y no predeterminadas del modelo, \mathbf{e}_t recoge todos los choques del sistema log-lineal, y las matrices $\mathbf{\Gamma}$ contienen los parámetros asociados con el sistema log-lineal. Después de aplicar un método de solución de ecuaciones en diferencias, como [Blanchard y Khan \(1980\)](#), se obtiene la siguiente forma reducida:

$$\mathbf{w}_t = \mathbf{A}\mathbf{w}_{t-1} + \mathbf{B}\mathbf{e}_t. \quad (20)$$

Por otro lado, se tiene un vector contraparte de datos observados y_t que puede ser expresado como una

combinación lineal de las variables de estado en w_t mediante:

$$y_t = Z w_t + d + \epsilon_t, \quad (21)$$

donde Z es la matriz conformable que asigna en cada periodo, el vector de datos observables y_t a su contraparte teórica en w_t , y ϵ_t es un vector conformable de errores de medición *iid*. Con todo ello se puede representar la forma de estado-espacio del sistema.

A partir de la forma general de estado-espacio del sistema en (18), (20) es la ecuación de transición con $\alpha_t = w_t$, y (21) es la ecuación de medición. Con estas dos ecuaciones se puede utilizar el filtro de Kalman, conjuntamente con uno más suave, para construir recursivamente las series de la productividad total de los factores, $TFP_t = a_t A_t^{(1-\alpha)}$, a partir de las estimaciones de variables no observables a_t y X_t . Para este propósito se utiliza datos trimestrales del producto bruto interno (Y), consumo (C), inversión (I), y el ratio balanza comercial-PBI (TBY) para los tres países considerados. Estas variables se transforman y se resumen en $y_t = (\Delta \ln Y_t, \Delta \ln C_t, \Delta \ln I_t, \Delta \ln TBY_t)'$ para cada periodo t . Teniendo en cuenta las variables observadas, la relación de datos observables a las variables de estado del modelo se presenta en las siguientes ecuaciones:

$$\Delta \ln Y_t = y_t - y_{t-1} + x_{t-1} + \ln X + \epsilon_t^Y, \quad (22)$$

$$\Delta \ln C_t = c_t - c_{t-1} + x_{t-1} + \ln X + \epsilon_t^C, \quad (23)$$

$$\Delta \ln I_t = i_t - i_{t-1} + x_{t-1} + \ln X + \epsilon_t^I, \quad (24)$$

$$\Delta \ln TBY_t = tby_t - tby_{t-1} + \epsilon_t^{TBY}, \quad (25)$$

donde Δ representa el operador de primeras diferencias, las variables en letras minúsculas representan a las variables en desviaciones de su estado estacionario (por ejemplo, $i_t = \ln(\tilde{I}_t/\tilde{I})$) y ϵ_t^j son los choques de errores de medida que son i.i.d con media cero y desviación estándar σ_j para cada $j = \{C, Y, I, TBY\}$. Con la representación de la ecuación de medida se evita la discusión acerca de cómo lidiar con la tendencia de las variables observadas. Nótese además que se utilizan errores de medida para lidiar con los problemas de medición de las variables macroeconómicas agregadas en los mercados emergentes, como se discute en Chang y Fernández (2013).

2.3 DESCOMPOSICIÓN DE LA PTF

En una segunda etapa, la evolución de la PTF estimada previamente se descompone en un componente interno y uno externo, este último componente se relaciona directamente con la evolución de los términos de intercambio. Para lograr este objetivo se utiliza un modelo VAR estructural con restricciones de largo plazo como en Blanchard y Quah (1989). En el modelo VAR tanto la PTF y los términos de intercambio (TOT), se modelan mediante procesos de medias móviles de los choques internos y de los términos de intercambio. Se considera que los choques internos no tienen efectos de largo plazo sobre los términos de intercambio. La representación VAR es la siguiente:

$$\begin{bmatrix} \Delta TOT_t \\ \Delta TFP_t \end{bmatrix} = B(L) \begin{bmatrix} \Delta TOT_{t-1} \\ \Delta TFP_{t-1} \end{bmatrix} + C_\epsilon \begin{bmatrix} \epsilon_t^{TOT} \\ \epsilon_t^{TFP} \end{bmatrix}, \quad (26)$$

donde ϵ_t^{TFP} es el choque estructural interno, ϵ_t^{TOT} es el choque estructural externo vinculado a los términos de intercambio; y $C_\epsilon C'_\epsilon = \Omega_u$ es la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de la forma reducida del VAR. La restricción de identificación implica que los choques de la PTF no afectan los términos de

intercambio en el largo plazo, por lo tanto, la matriz del efecto de largo plazo $\Theta(1)$ para un VAR de rezago de orden p , se restringe de la siguiente manera:

$$\Theta(1) = \lim_{j \rightarrow \infty} (\mathbf{E}_t - \mathbf{E}_{t-1}) \begin{bmatrix} TOT_{t+j} \\ TFP_{t+j} \end{bmatrix} = (\mathbf{I} - \mathbf{B}_1 - \dots - \mathbf{B}_p)^{-1} \mathbf{C}_\varepsilon = \sum_{s=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \theta_{11}^{(s)} & 0 \\ \theta_{21}^{(s)} & \theta_{22}^{(s)} \end{bmatrix}, \quad (27)$$

donde $\theta_{ij}^{(s)}$ es el multiplicador dinámico o comúnmente denominado impulso respuesta s periodos hacia adelante de ΔTOT_t y ΔTFP_t ante cambios en los choques ε_t^{TOT} y ε_t^{TFP} (véase Hamilton, 1994). El supuesto de identificación proviene del hecho que los términos de intercambio en los mercados emergentes reflejan en mayor medida movimientos en el precio de los *commodities*, los cuales son determinados exógenamente. Entonces, los choques internos tienen poca influencia en los términos de intercambio en el largo plazo. Finalmente, una vez que se estima el VAR estructural y, condicionado a la identificación, se descompone la PTF para obtener una nueva serie de tiempo de la PTF libre de los choques de términos de intercambio.

2.4 CALIBRACIÓN DE COMPARACIÓN

El Cuadro 1 (p. 37) muestra la calibración de los parámetros del modelo DSGE que fueron utilizados para cada país. Condicionado a estos valores, y al modelo, se logra estimar la productividad total de los factores. La calibración toma en consideración valores de los parámetros que son estándar en la literatura para replicar el ciclo económico de cada país en consideración. La calibración para Chile sigue de cerca al enfoque presentado en García-Cicco y otros (2014) y Medina y Soto (2007). Para México, se sigue a Chang y Fernández (2013). Para Perú, se consideran las estimaciones y parámetros mostrados en Castillo y otros (2013).

Los parámetros estimados reportados por los diversos autores fueron obtenidos usando métodos Bayesianos y datos específicos de cada país. Los parámetros que no fueron estimados reflejan, en cada caso, aproximadamente sus valores históricos y valores que puedan ayudar a replicar momentos en los datos. Así, aunque no se estiman los parámetros del modelo, muchos de los valores de los parámetros presentados en el Cuadro 1 son resultados de un proceso de estimación existente. A continuación, se describe la calibración de parámetros en cada país considerado.

Para México, el ratio deuda-PBI es 0.1, valor consistente con el ratio balanza comercial-PBI de estado estacionario de 0.3 por ciento. La tasa de crecimiento de largo plazo de la productividad es 2.4 por ciento. El coeficiente de aversión al riesgo es 2, el cual es un valor de amplio uso en la literatura. El factor de descuento β es calibrado de modo que la tasa de interés promedio anual es cercana a 5.9 por ciento. La tasa de depreciación anual es 20 por ciento. La participación del capital en el ingreso α es 0.3132. Los parámetros τ y ν se calibran de modo que, en estado estacionario un tercio del tiempo se asigna al mercado de trabajo y la elasticidad de oferta de trabajo es igual a 1.67. El parámetro de ajuste de capital se calibra de modo que la volatilidad de la inversión sea aproximadamente consistente con los datos.

Todos los procesos exógenos se calibran considerando los valores estimados por Chang y Fernández (2013). Tanto Aguiar y Gopinath (2007) y Chang y Fernández (2013) usan el componente de paseo aleatorio del residuo de Solow (RWC, en adelante), para evaluar el rol de choques permanentes. Dada la importancia de este proceso exógeno para propósitos de este documento, se considera el valor de RWC como parte de la calibración, considerando que

$$\text{RWC} = \frac{\alpha^2 \sigma_x^2}{(1 - \rho_x)^2} \left[\frac{2\sigma_a^2}{(1 + \rho_a)^2} + \frac{\alpha^2 \sigma_x^2}{(1 - \rho_x)^2} \right]^{-1}.$$

CUADRO 1. Calibración de comparación

Parámetro	Descripción	Chile	México	Perú
β	Factor de descuento	0.99	0.99	0.99
α	Participación del capital en el PBI	0.33	0.31	0.30
δ	Tasa de depreciación	0.02	0.05	0.03
σ	Aversión al riesgo	1.00	2.00	1.00
ν	Parámetro de elasticidad de la oferta de trabajo : $1/(\nu - 1)$	2.00	1.60	4.62
X	Crecimiento de la productividad de estado estacionario	1.01	1.01	1.01
$\frac{D}{Y}$	Ratio deuda-PBI	0.61	0.10	0.40
τ	Parámetro de oferta de trabajo	5.54	1.72	19.45
ψ_k	Costo de ajuste de la inversión	21.81	14.76	12.81
ψ_d	Sensibilidad de la prima de riesgo de interés por país	0.001	0.001	0.001
η	Elasticidad de la brecha respecto a productividad esperada	0.73	0.73	0.73
φ	Parámetro de elasticidad de la capacidad de uso: $1 - \varphi$	1.97	1.29	1.57
ρ_a	Persistencia del proceso transitorio de tecnología	0.75	0.89	0.80
σ_a	DS del choque transitorio de tecnología	0.01	0.01	0.02
ρ_x	Persistencia del proceso permanente de tecnología	0.35	0.70	0.35
σ_x	DS del choque permanente de tecnología	0.003	0.001	0.009
ρ_{r^*}	Persistencia del proceso de tasa de interés externa	0.96	0.81	0.87
σ_{r^*}	DS del choque de tasa de interés externa	0.0011	0.0042	0.0028
N	Trabajo en el estado estacionario	0.20	0.33	0.33
$\sigma_{\Delta Y}$	DS del choque de medida del crecimiento del PBI	0.0032	0.0006	0.0050
$\sigma_{\Delta C}$	DS del choque de medida del crecimiento del consumo	0.0033	0.0011	0.0029
$\sigma_{\Delta I}$	DS del choque de medida del crecimiento de la inversión	0.0110	0.0030	0.0175
$\sigma_{\Delta TBY}$	DS del choque de medida de XN/PBI	0.0088	0.0008	0.0036

NOTAS: Para Chile se considera el método de estimación y calibración similar a [García-Cicco y otros \(2014\)](#) y [Medina y Soto \(2007\)](#). Para México se sigue [Chang y Fernández \(2013\)](#) y para Perú a [Castillo y otros \(2013\)](#). DS denota desviación estándar.

Para la economía Mexicana, [Chang y Fernández \(2013\)](#) encuentran un valor de 0.2 para RWC, que es similar a la que se obtiene aquí. De este modo, el rol de los choques de tendencia no es predominante.

En Chile, la relación deuda-PBI se fija en 0.6098 para que sea consistente con el ratio balanza comercial-PBI de estado estacionario de 2 por ciento, el promedio histórico de los datos chilenos. La tasa de crecimiento anual de la productividad en el largo plazo se fija en 3.5 por ciento. El coeficiente de aversión al riesgo es 1. El valor que se asume para el factor de descuento β implica una alta tasa de interés promedio anual cerca de 5.9 por ciento. La tasa de depreciación anual se fija en 6 por ciento. Los parámetros τ y ν se calibran de modo que en estado estacionario una quinta parte del tiempo se destina al trabajo y la elasticidad de oferta de trabajo es igual a 1. El parámetro de ajuste de capital se calibra de modo que la volatilidad de la inversión es consistente con los datos. Todos los procesos exógenos se calibran con sus valores estimados presentados en [García-Cicco y otros \(2014\)](#). Para la economía Chilena el componente aleatorio del residuo de Solow calculado es 0.28, muy similar al obtenido para México.

En Perú, la tasa de depreciación anual es 10 por ciento. La participación del capital en el ingreso (α) es 0.3. La relación deuda-PBI es 0.4 que es consistente con la relación de estado estacionario, balanza comercial-PBI de alrededor de 1.4 por ciento, el promedio histórico para Perú. La tasa de crecimiento anual de la productividad en el largo plazo se fija en 2.0 por ciento. El coeficiente de aversión al riesgo se fija en 1. El factor de descuento β se calibra de modo que implique una tasa de interés promedio anual de alrededor de 5.7 por ciento. Los parámetros τ y ν se calibran de modo que en el estado estacionario las

familias asignan una tercera parte de su tiempo para trabajar y la elasticidad de la oferta de trabajo igual a 0.28, muy inelástica como sugiere Céspedes y Rendón (2012). El parámetro de ajuste de capital también se calibra de modo que la volatilidad de la inversión sea más o menos consistente con los datos. Todos los procesos exógenos se calibran con sus valores estimados presentados en Castillo y otros (2013). Para la economía peruana el componente aleatorio calculado del residuo de Solow, RWC, es 0.24, muy similar a los valores obtenidos para México y Chile.

Luego, para todos los países, similar a Chang y Fernández (2013), se le asigna un valor pequeño de 0.001 al parámetro de sensibilidad de la prima de tasas de interés frente a desviaciones de la deuda externa de su tendencia ψ_d , este supuesto garantiza la independencia del estado estacionario determinístico de las condiciones iniciales sin que esto afecte la dinámica de corto plazo del modelo. La elasticidad del diferencial de la tasa de interés de los países a la productividad esperada, η , se asume igual a 0.73 en todos los países, valor estimado por Chang y Fernández (2013) con datos de México. Además, en todos los casos, el parámetro que mide la elasticidad de la depreciación respecto al uso del capital se calibra de modo que en el largo plazo la utilización de la capacidad de uso es igual a uno. Finalmente, de acuerdo con García-Cicco y otros (2010) la desviación estándar de los errores de medida se calibra de modo que estos absorban menos del 6 por ciento de la varianza que corresponde a cada serie observada.

3 RESULTADOS

3.1 RESULTADOS DE LA CALIBRACIÓN

En términos generales el modelo tiene un buen desempeño y es capaz de replicar la mayor parte de la volatilidad de las variables agregadas observadas en los datos. El Cuadro 2 (p. 39) permite comparar los segundos momentos generados por el modelo con los que se obtienen de los datos, en términos de desviaciones estándar, correlaciones con el producto y la balanza comercial, y correlaciones seriales. En términos relativos, el modelo genera una senda consumo e inversión más volátiles respecto al producto, característica que se observa en los datos. Además, replica el comportamiento anticíclico de la balanza comercial, al generar una correlación negativa entre consumo, inversión y la participación de las exportaciones netas en el producto. Sin embargo, el modelo no es capaz de replicar la correlación serial de las variables que se observa en los datos.

3.2 ESTIMACIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES

De los estimados de la productividad que se muestran en el Gráfico 2 (p. 40) y en el Cuadro 6 (p. 42) y se concluye que la PTF es volátil en toda la muestra y en los tres países considerados. Para Chile y México, la desviación estándar del crecimiento de la PTF se estima alrededor de 1.2 por ciento y en Perú 2.4 por ciento. Este resultado para Perú está en el rango de los estimados disponibles utilizando metodologías alternativas como se muestra en Céspedes y Ramírez-Rondán (2014).

En términos de las tasas de crecimiento promedio (ver Cuadro 6), en Chile la PTF creció a una tasa promedio anual de 2.1 por ciento entre 1998 y 2013, en México el crecimiento de la PTF fue 0.9 por ciento entre 1998 y 2013 y en Perú el crecimiento promedio ha estado alrededor de 2.6 por ciento entre 1992 y 2013. En los tres países, la productividad creció a una tasa mayor en el periodo 2001-2007.

Destaca el caso de Chile en el cual la productividad ha crecido en todos los períodos, como se muestra en el Cuadro 6. Similarmente, México ha experimentado ganancias de productividad en todas las décadas a pesar de los periodos de crecimiento y decrecimiento económico que se reportaron en la muestra considerada. México ostenta el mayor crecimiento de la productividad en el periodo 2001-2007.

CUADRO 2. Segundos momentos

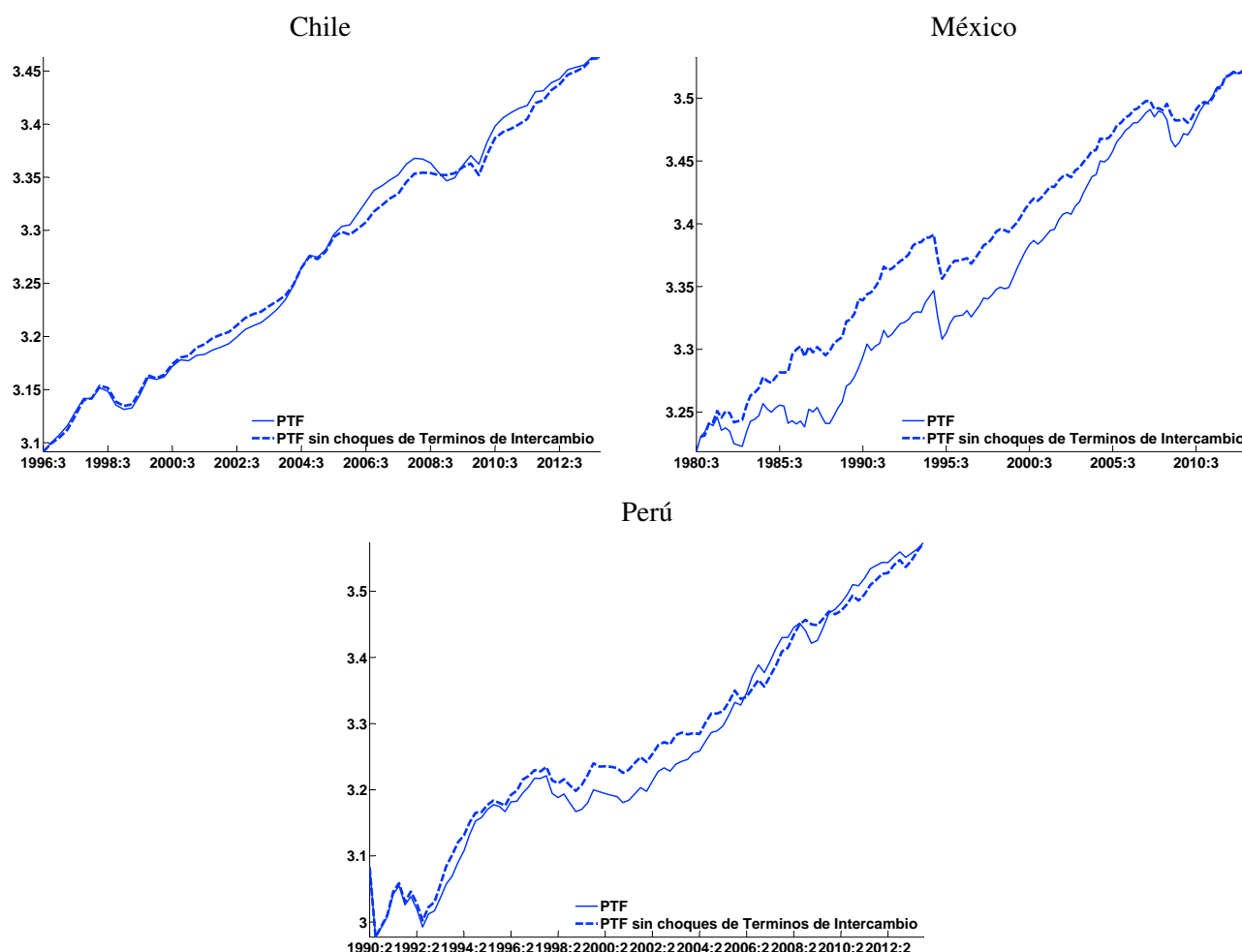
	Datos					Modelo			
	<i>Y</i>	<i>C</i>	<i>I</i>	<i>TB/Y</i>	<i>ToT</i>	<i>Y</i>	<i>C</i>	<i>I</i>	<i>TB/Y</i>
México									
Desviación estándar	1.645	1.981	5.104	1.269	4.874	1.884	1.920	5.791	1.335
... respecto a <i>Y</i>	1.000	1.205	3.103	0.772	2.963	1.000	1.019	3.073	0.709
Correlación con <i>Y</i>	1.000	0.827	0.742	-0.374	0.255	1.000	0.969	0.905	-0.672
Correlación con <i>TB/Y</i>	-0.374	-0.431	-0.568	1.000	0.134	-0.672	-0.824	-0.918	1.000
Correlación serial	0.167	0.181	0.395	0.278	0.150	-0.046	-0.052	-0.063	-0.079
Chile									
Desviación estándar	1.287	1.333	4.471	2.084	4.974	1.285	1.656	4.789	1.812
... respecto a <i>Y</i>	1.000	1.036	3.474	1.619	3.865	1.000	1.289	3.727	1.410
Correlación con <i>Y</i>	1.000	0.783	0.591	0.030	0.223	1.000	0.763	0.693	-0.301
Correlación con <i>TB/Y</i>	0.030	-0.149	-0.410	1.000	0.487	-0.301	-0.721	-0.759	1.000
Correlación serial	0.169	0.384	0.321	0.268	0.484	-0.114	-0.087	-0.076	-0.030
Perú									
Desviación estándar	2.909	3.366	10.090	2.104	4.226	2.925	3.534	10.566	2.768
... respecto a <i>Y</i>	1.000	1.157	3.469	0.723	1.746	1.000	1.208	3.612	0.946
Correlación con <i>Y</i>	1.000	0.790	0.564	-0.276	0.139	1.000	0.888	0.871	-0.611
Correlación con <i>TB/Y</i>	-0.276	-0.320	-0.350	1.000	0.320	-0.611	-0.878	-0.874	1.000
Correlación serial	0.360	0.203	0.011	-0.051	0.303	-0.068	-0.090	-0.087	-0.084

Antes de este periodo, en los 90s (periodo de la crisis del tequila) y después del 2007, las ganancias en la PTF fueron mucho menores. Debe mencionarse que la economía mexicana ha sufrido la más alta reducción del crecimiento de la PTF con respecto al periodo 2001-2007. En Perú, se encuentra que la PTF ha experimentado un periodo persistente del deterioro de la PTF en los 80s y parte de los 90s (hasta 1993). De este modo, la PTF cayó a una tasa promedio anual de -2.4 por ciento durante la década de los ochenta, y en las décadas posteriores la economía peruana experimentó ganancias en la PTF en promedio.

3.3 DESCOMPOSICIÓN DEL VAR

La PTF se descompone según la metodología SVAR. El rezago, VAR(1) en Perú y Chile y VAR(2) en México, se escoge de acuerdo al criterio de información de Hannan-Quinn, el cual considera criterios de consistencia y parsimonia (ver Cuadro 3, p. 40). Los resultados se presentan en los Cuadros 4 (p. 41), 5 (p. 41) y 6 (p. 42). Se resalta que la descomposición de la PTF conseguida no es sensible a la elección del número de rezagos en el VAR. Estas pruebas de robustez se encuentran disponibles a solicitud.

Se encuentra que el efecto de los choques de términos de intercambio es significativo en el largo plazo. Se tiene que el elemento correspondiente en la matriz de efectos de largo plazo estimada para cada país es estadísticamente diferente a cero, a un nivel de significación del 1% (Cuadro 4). Asimismo, estos choques logran explicar el 15 por ciento de la varianza de la PTF en Chile, cerca del 20 por ciento en México y aproximadamente 9 por ciento en Perú (Cuadro 5). En otras palabras, choques positivos de términos de intercambio tienen un impacto positivo y permanente sobre la PTF. Estos resultados son consistentes con los hallazgos de Castillo y Salas (2010), quienes usan un modelo de tendencias comunes para los datos de Perú y Chile con el fin de encontrar que los términos de intercambio explican una fracción significativa del crecimiento de largo plazo del PBI.

GRÁFICO 2. Estimaciones de productividad total de factores (en logaritmos)

Los efectos de mediano y corto plazo se estiman considerando la descomposición histórica del VAR estructural. Estos efectos se calculan como la diferencia entre la PTF estimada con el filtro de Kalman (columna (a) en el Cuadro 6) y la PTF que resulta de la descomposición sin choques de términos de intercambio (columna (b) en el Cuadro 6). Es decir, se trata de analizar cómo habría sido la senda de la PTF si no hubiesen choques de términos de intercambio. Esta comparación permite identificar la contribución de los términos de intercambio sobre la productividad en cada periodo.

CUADRO 3. Criterios de selección del orden de rezago del modelo VAR

Rezago	Chile, 1996Q3 2013Q4			México, 1980Q3 2013Q4			Perú, 1990Q2 2013Q4		
	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
1	-10.7*	-10.4*	-10.6*	-10.8	-10.7*	-10.8	-9.7*	-9.5*	-9.6*
2	-10.6	-10.3	-10.5	-10.9	-10.6	-10.8*	-9.6	-9.4	-9.5
4	-10.6	-10.0	-10.4	-10.9*	-10.5	-10.8	-9.5	-9.0	-9.3
6	-10.6	-9.7	-10.2	-10.8	-10.3	-10.6	-9.5	-8.8	-9.2
8	-10.4	-9.2	-9.9	-10.8	-10.0	-10.5	-9.6	-8.6	-9.2

NOTAS: * indica el orden de rezago seleccionado por criterio. AIC: Criterio de información Akaike. SC: Criterio de información Schwarz. HQ: Criterio de información Hannan-Quinn.

CUADRO 4. Resultado VAR: Matriz de efectos de largo plazo estimada $\Theta(1)$

	Chile	México	Perú
$\Theta_{11}(1)$	0.08217 *** (0.007)	0.05880 *** (0.00361)	0.05847 *** (0.00426)
$\Theta_{21}(1)$	0.00495 *** (0.00096)	0.00402 *** (0.00057)	0.00920 *** (0.002)
$\Theta_{22}(1)$	0.00713 *** (0.00061)	0.00594 *** (0.00036)	0.01829 *** (0.00133)

NOTAS: Desviaciones estándar en paréntesis. * indica $p < 10\%$, ** $p < 5\%$ y *** $p < 1\%$.

Se encuentra asimismo que la volatilidad de los términos de intercambio se ha transmitido a la volatilidad de la PTF (ver Cuadro 6). En términos específicos, la desviación estándar no condicional de la tasa de crecimiento de la PTF sin choques de términos de intercambio para Chile habría sido alrededor de 21 por ciento menor. En México la reducción sería alrededor de 22 por ciento menor, y en Perú cerca de 21 por ciento. Estos resultados sugieren que la influencia de los términos de intercambio parece más importante en el mediano y corto plazo.

Para toda la muestra, el impacto de los choques de términos de intercambio en la tasa de crecimiento promedio de la PTF parece pequeño. El Cuadro 6 reporta que sin los términos de intercambio la tasa de crecimiento promedio de la PTF podría haber sido 2.8 puntos básicos más bajos en Chile en el periodo 1998-2013, 4.7 puntos básicos en México en el periodo de 1992-2013 y 8 puntos básicos en Perú en el periodo 1992-2013. Sin embargo, la baja contribución de los términos de intercambio en la PTF parece ser un fenómeno reciente. La quinta columna del Cuadro 6 muestra que la influencia de los términos de intercambio sobre el crecimiento de la PTF ha sido más baja en los últimos cinco años, por lo que factores internos habrían sido más importantes en explicar la evolución de la PTF.

Los choques de términos de intercambio tienen una mayor contribución en mejorar la PTF en la última década de estudio: en particular, para el periodo 2001-2007 los términos de intercambio contribuyeron en la tasa de crecimiento de la PTF de alrededor de 44 puntos básicos en Chile, 43 puntos básicos en México y 120 puntos básicos en Perú.

En general, los países considerados enfrentaron términos de intercambio muy favorables que tuvieron una gran preponderancia al ser países primario exportadores. Como señala Llosa (2013), términos de intercambio altos resultan en ganancias de PTF al activarse los efectos secundarios positivos del sector

CUADRO 5. Resultados VAR: Descomposición de la varianza de la PTF (en %)

Trimestres (k)	Chile		México		Perú	
	ε_t^{TOT}	ε_t^{TFP}	ε_t^{TOT}	ε_t^{TFP}	ε_t^{TOT}	ε_t^{TFP}
1	1.45	98.55	14.40	85.60	2.43	97.57
2	10.45	89.55	19.63	80.37	8.39	91.61
4	14.38	85.62	20.02	79.98	9.43	90.57
10	14.57	85.43	20.02	79.98	9.45	90.55
40	14.57	85.43	20.02	79.98	9.45	90.55

NOTAS: Se presenta el porcentaje de la varianza de los errores de predicción k trimestres en adelante debido a los choques ε_t^{TOT} o ε_t^{TFP} . Se considera un VAR(1) para Chile y Perú y VAR(2) para México.

CUADRO 6. Descomposición de la PTF (tasa de crecimiento promedio anual)

Periodo	Términos de intercambio	PTF		Diferencia (a) - (b)
		Estimación DSGE (a)	Sin ε_i^{TOT} (b)	
Chile, VAR(1)				
1998-2000	5.308	1.191	1.178	0.013
2001-2007	13.086	2.848	2.408	0.440
2008-2013	3.338	1.926	2.087	-0.161
2008	-12.894	1.227	2.011	-0.784
2009	0.953	-0.628	0.371	-0.999
2010	23.308	3.092	1.885	1.208
2011	3.922	3.165	2.974	0.191
2012	-6.341	2.276	3.000	-0.724
2013	-2.740	1.770	2.227	-0.457
1998-2013	5.422	2.117	2.089	0.028
Desviación estándar (%)	11.328	1.283	0.907	
México, VAR(2)				
1982-1990	-5.378	0.721	1.144	-0.423
1991-2000	0.319	0.831	0.663	0.168
2001-2007	2.752	1.631	1.206	0.425
2008-2013	-0.317	0.781	0.648	0.133
2008	1.235	0.046	-0.331	0.377
2009	-11.063	-2.021	-0.848	-1.173
2010	7.588	1.403	0.383	1.020
2011	6.820	2.079	1.255	0.824
2012	-3.640	1.534	1.612	-0.077
2013	-0.070	0.961	0.857	0.105
1982-2013	-1.189	0.947	0.900	0.047
Desviación estándar (%)	8.240	1.181	0.920	
Perú, VAR(1)				
1981-1990	-3.887	-2.405		
1992-2000	-2.004	2.242	2.655	-0.413
2001-2007	8.060	3.625	2.449	1.176
2008-2013	1.823	2.421	2.331	0.090
2008	-14.523	3.871	5.916	-2.045
2009	-3.095	-0.187	1.793	-1.980
2010	18.223	5.089	2.077	3.012
2011	5.526	3.618	2.504	1.114
2012	-4.957	2.473	3.377	-0.904
2013	-4.743	1.194	1.912	-0.719
1992-2013	1.049	2.634	2.553	0.080
Desviación estándar (%)	9.156	2.371	1.882	

NOTAS: La columna (a) corresponde a la PTF estimada con el filtro de Kalman, condicionada al modelo y la calibración. La columna (b) es el resultado de la descomposición del VAR estructural, y muestra la PTF estimada sin los choques de términos de intercambio.

transable hacia al sector no transable. Nótese que para otros periodos, el impacto de los términos de intercambio difiere entre países. Durante los 90s, los términos de intercambio mejoraron la PTF alrededor de 0.2 por ciento en México, mientras que en Perú deterioraron la PTF en torno a 0.4 por ciento.

3.4 CRISIS Y PERIODO POST-CRISIS

Luego de la Gran Recesión de 2007, la alta volatilidad de los términos de intercambio ha sido una importante preocupación en muchas economías emergentes. La fuerte reducción del precio de los *commodities* durante la crisis y su posterior recuperación a niveles altos, sin una tendencia clara, ha abierto la interrogante de la importancia de los términos de intercambio en los periodos post-crisis, razón por la cual se discute la descomposición histórica durante los últimos seis años.

Durante la recesión de 2008-2009, las tres economías experimentaron fuertes choques negativos de términos de intercambio y, como consecuencia, el crecimiento de la PTF se redujo en relación al promedio del periodo 2001-2007. La contribución negativa de los choques de términos de intercambio en la PTF ha sido de alrededor de 1 punto porcentual tanto en Chile como en México (pero solo en el 2009), mientras que para Perú fue alrededor de 2 puntos porcentuales (ver Cuadro 6). Asimismo, los choques de términos de intercambio entre otros choques externos tuvieron efectos sustanciales en la PTF y en el crecimiento de largo plazo de las economías consideradas, con efectos indirectos sobre otros factores internos de cada economía. Al respecto, estos resultados son consistentes con los hallazgos de [García-Cicco y otros \(2014\)](#) para Chile, quienes encuentran que los precios de los *commodities* tuvieron un rol importante en la reducción del consumo, inversión, producto y balanza comercial durante la recesión del 2008-2009. En Perú, [Céspedes y otros \(2014a\)](#) reportan un menor ritmo de crecimiento de la productividad a fines de la década de los 2000 utilizando estimados de productividad a nivel de empresas formales.

Sin embargo, estos efectos fueron transitorios, y se registran ganancias de productividad con el incremento de los términos de intercambio de 2010, aunque estos efectos tuvieron corta duración. De hecho, durante los años 2012-2013 los choques negativos de los términos de intercambio se han reflejado en pérdidas de la PTF, en particular para Chile y Perú. Para México, el rol de los términos de intercambio sobre la PTF ha sido secundario.

En general, se encuentra que las ganancias en la PTF se asocian a los choques de términos de intercambio. Se muestra que estos choques no sólo tienen efectos de corto plazo sino también efectos permanentes. Existen diversos mecanismos que permiten entender estos efectos sobre la productividad. El primer canal es a través de su impacto en la capacidad del gobierno para invertir en infraestructura. Durante periodos de precios altos de *commodities*, los ingresos del gobierno mejoraron significativamente debido a que las ganancias están vinculadas al incremento en la producción de los *commodities*. Como está documentado en la literatura, mejor infraestructura genera a su vez externalidades positivas sobre la inversión privada. El segundo canal es directamente a través de la inversión. La PTF puede mejorar debido a los procesos de *learning by doing* inducidos por la inversión promovida por altos términos de intercambio. Otro canal que podría ser enfatizado son las políticas de apertura comercial, ya que términos de intercambio favorables podrían tener mayores efectos en economías con un grado de apertura comercial mayor. Sobre este último punto, en [Céspedes y otros \(2014b\)](#) se encuentra que la firma de distintos tratados comerciales ha generado ganancias de productividad significativas en las empresas peruanas.

4 CONCLUSIONES

En este documento se estudia la relación de los términos de intercambio con la PTF con datos trimestrales en México, Chile y Perú. En una primera etapa, la PTF se estima haciendo uso de un modelo DSGE

para una economía abierta. Luego, la PTF se separa en dos componentes, uno que mide los elementos internos o locales en cada país y otro asociado a factores externos como los términos de intercambio. Esta descomposición se realiza usando un modelo VAR estructural a la Blanchard y Quah (1989).

Entre los resultados se resalta que los choques de términos de intercambio habrían generado ganancias importantes en la PTF en Chile, México y Perú, en particular durante la década de 2000. Durante este periodo los choques positivos de términos de intercambio explican más del 25 por ciento de la tasa promedio de crecimiento de la PTF. La estimación también muestra que los periodos de términos de intercambio negativos habrían tenido también una influencia significativa en las pérdidas de productividad, en particular durante el periodo de recesión de 2008-2009.

La descomposición de la PTF muestra que los términos de intercambio tienen tanto efectos de corto plazo como de largo plazo. Los efectos de corto plazo parecen ser predominantes, ya que la alta volatilidad de los términos de intercambio es transmitida a la volatilidad de la PTF. La descomposición de la varianza muestra que los términos de intercambio son más importantes para México y Chile en el largo plazo, mientras que para Perú los efectos de corto plazo parecen ser más significativos.

Sin embargo, se debe mencionar que el análisis de este estudio es aún incompleto debido a que no se diferencia explícitamente el impacto de los términos de intercambio en los componentes de largo plazo y de corto plazo de la productividad. Para hacer esta diferenciación se requieren supuestos adicionales y un modelo con componentes adicionales. Además, el impacto de los choques de términos de intercambio sobre otros agregados macroeconómicos tales como el consumo, inversión y producto está ausente en nuestro análisis. Por otro lado, la inclusión explícita de los términos de intercambio en la economía pequeña y abierta, como en Llosa (2013), es una alternativa que necesita ser explorada, aunque este procedimiento debe considerar la naturaleza no estacionaria de los términos de intercambio.

Finalmente, se reconoce que el uso de un modelo estilizado para identificar las series de la PTF puede ser riesgoso, debido a que el modelo es aún incompleto en capturar la amplia dinámica de las economías consideradas en el presente estudio. Sin embargo, como se muestra en Aguiar y Gopinath (2007), la PTF estimada a partir de un modelo simple con sólo choques de productividad transitorios y permanentes (DSGE) caracteriza muy bien los momentos implícitos del clásico residuo de Solow en términos de autocorrelación, volatilidad y predicciones.

ANEXO: LOG-LINEALIZACIÓN DE LAS CONDICIONES DE EQUILIBRIO

El modelo requiere series estacionarias y, debido a la presencia de raíz unitaria de A_t , la mayoría de variables reales se estandariza mediante la transformación $Z_t/A_{t-1} = \tilde{Z}_t$. Se excluye de esta transformación a las horas trabajadas, la utilización de capital y la tasa de interés bruta. La log-linearización de un variable \tilde{Z}_t alrededor de su estado estacionario se define de la siguiente manera: $\tilde{Z} : z_t = \ln \tilde{Z}_t - \ln \tilde{Z} \approx (\tilde{Z}_t - \tilde{Z})/\tilde{Z}$.

- Utilidad marginal de consumo:

$$\tilde{C}c_t - \tau N^v v n_t = -\lambda^{-1/\sigma} \frac{1}{\sigma} \hat{\lambda}_t$$

- Ecuación de Euler:

$$\hat{\lambda}_t = \mathbf{E}_t(\hat{\lambda}_{t+1} + r_t - \sigma x_t)$$

- Equilibrio en mercado laboral:

$$v n_t = y_t$$

- Decisión de inversión:

$$\hat{\lambda}_t + \psi_k X E_t(k_{t+1} - k_t + x_t) = E_t \left[\hat{\lambda}_{t+1} - \sigma x_t + \alpha \beta X^{-\sigma} \frac{\tilde{Y}}{\tilde{K}} (y_{t+1} - k_{t+1}) - \beta X^{-\sigma} \delta (\varphi u_{t+1}) + \psi_k \beta X^{2-\sigma} (k_{t+2} - k_{t+1} + x_{t+1}) \right]$$

- Utilización de capital:

$$y_t - k_t = \varphi u_t$$

- Inversión:

$$\frac{\tilde{I}}{\tilde{K}} (i_t + x_t) = X(k_{t+1} + x_t) - (1 - \delta)k_t + \delta \varphi u_t$$

- Función de producción:

$$y_t = \ln(a_t) + \alpha(u_t + k_t) + (1 - \alpha)(n_t + x_t)$$

- Condición de agregación:

$$y_t = \frac{C}{Y} c_t + \frac{I}{Y} i_t + \frac{D}{Y} d_t - \frac{D}{Y} \frac{X}{R} (d_{t+1} - r_t + x_t)$$

- Ratio balanza comercial - producto:

$$tb_t = \left(1 - \frac{TB}{Y}\right) y_t - \frac{C}{Y} c_t - \frac{I}{Y} i_t$$

- Tasa de interés real doméstica:

$$r_t = r_t^* + s_t + \psi_D R^{-1} D d_{t+1}$$

- Diferencial de tasa de interés específica en cada país:

$$s_t = -\eta(a_{t+1} + x_{t+1})$$

- Procesos exógenos:

$$\begin{aligned} x_t &= \rho_x x_{t-1} + \varepsilon_t^x \\ r_t^* &= \rho_r r_{t-1}^* + \varepsilon_t^{r^*} \\ \ln(a_t) &= \rho_g \ln a_{t-1} + \varepsilon_t^a \end{aligned}$$

REFERENCIAS

- Aguiar, M. y G. Gopinath (2007), "Emerging market business cycles: The cycle is the trend", *Journal of Political Economy*, 115(1), 69-102.
- Blanchard, O. y C. Khan (1980), "The solution of linear difference models under rational expectations", *Econometrica*, 48(5), 1305-1312.
- Blanchard, O. y D. Quah (1989), "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review*, 79(4), 655-673.
- Castillo, P., C. Montoro, y V. Tuesta (2013), "An estimated stochastic general equilibrium model with partial dollarization: A Bayesian approach", *Open Economy Review*, 24(2), 217-265.

- Castillo, P., y J. Salas (2010), "The terms of trade as drivers of economic fluctuations in developing economies: An empirical study", *Rodrigo Gomez Central Bank Award*, 2010.
- Céspedes, N. y S. Rendón (2012), "The Frisch elasticity in labor markets with high job turnover", IZA Discussion Paper 6991.
- Céspedes, N. y N. Ramirez-Rondán (2014), "Total factor productivity estimation in Peru: Primal and dual approaches", Pontificia Universidad Católica del Perú, *Economía*, 37(73), 9-39.
- Céspedes, N., M. Aquije, A. Sánchez y R. Vera-Tudela (2014), "Productividad sectorial en el Perú: un análisis a nivel de firmas", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-13.
- Céspedes, N., M. Aquije, A. Sánchez y R. Vera-Tudela (2014), "Productividad y tratados de libre comercio a nivel de empresas en Perú", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-14.
- Chang, R. y A. Fernández (2013), "On The sources of aggregate fluctuations in emerging economies", *International Economic Review*, 54(1), 1265-1293.
- García-Cicco, J., R. Pancrazi y M. Uribe (2010), "Real business cycle in emerging countries?" *American Economic Review*, 100(5), 2510-2531.
- García-Cicco, J., M. Kirchner y S. Justel (2014), "Financial frictions and the transmission of foreign shocks in Chile", Banco Central de Chile, Working Paper 722.
- Greenwood, J., Z. Hercowitz, y G. W. Huffman (1988), "Investment capacity utilization, and the real business cycle", *American Economic Review*, 78(3), 402-17.
- Hamilton, J. D. (1994), *Times series analysis*, Princeton University Press..
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, structural times series models and Kalman filter*, Cambridge University Press.
- King, R. G. y S. T. Rebelo (1999), "Resuscitating real business cycles", en Taylor, J. B. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol 1, Elsevier, cap. 14, 927-1007.
- Llosa, G. (2013). "How do terms of trade affect productivity? The role of monopolistic output markets", Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper 2013-007.
- Medina, J. y C. Soto (2007), "The chilean business cycles through the lens of a stochastic general equilibrium model", Banco Central de Chile, Working Paper 457.
- Mendoza, E. (1995), "The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations", *International Economic Review*, 36(1), 101-37.
- Neumeyer, P. y F. Perri (2005), "Business cycles in emerging economies: The role of interest rates", *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 345-80.
- Schmitt-Grohe, S. y M. Uribe (2003), "Closing small open economy models", *Journal of International Economics*, 61(1), 163-185.